

Wirtschaftliche Entwicklung und Unfallversicherung:

Vom Zusammenhang von Konjunktur und Prävention

*Prof. Dr. Bernd Süßmuth**

Friedrich-Alexander-Universität Erlangen-Nürnberg

Technische Universität München, CESifo München

Dr. Thomas Kohstall

Institut für Arbeit und Gesundheit, DGUV Dresden

– Vorläufige Version, vorbereitet für das 9. Dresdner Forum Prävention 2010 –

Zusammenfassung. *Seit Ende des ersten Jahrzehnts des 20. Jahrhunderts ist der Verlauf der durch die gesetzlichen Unfallversicherungsträger erfassten Arbeitsunfallzahlen je Tausend Vollarbeiter rasant gefallen. Ab dem Ende des zweiten Jahrzehnts des 20. Jahrhunderts gilt dies auch für die Statistik der tödlichen Arbeitsunfälle. Zeitgleich sind die um Inflationseinflüsse bereinigten Präventionsausgaben seit den 1950er Jahren um das Zwanzigfache angestiegen. Vor dem Hintergrund dieser langfristigen Entwicklung untersucht die vorliegende Studie die konjunkturelle Dynamik des Zusammenhangs von Aufwand und Nutzen der Unfallverhütung auf aggregierter und sektoraler Ebene. Es zeigt sich, dass es sich sowohl beim Unfallgeschehen als auch bei den realen Präventionsausgaben um deutlich prozyklische Variablen handelt, die dem Konjunkturzyklus mit geringer Verzögerung folgen. Auf Industrieebene ist dieser konjunkturelle Gleichlauf insbesondere gegeben für die Sektoren Bau, Gesundheit und Chemie. Präventionsausgaben zeigen eine asymmetrische Wirkung auf das Unfallgeschehen im Konjunkturverlauf. Ein ausgeprägter negativer Zusammenhang von Arbeitsunfällen und Präventionsausgaben besteht im Abschwung.*

* Ab 1. April 2010 Inhaber des Lehrstuhls für Volkswirtschaftslehre, insbes. Ökonometrie, Institut für empirische Wirtschaftsforschung, Universität Leipzig.

Für ausgezeichnete und tatkräftige Unterstützung im Rahmen dieses Projekts wird René Naarmann, Fabian Feierabend, Bastian Gawellek, Maria Huber, Alexander von Kotzebue und Andrea Wilhelm gedankt.

1. Einleitung und Motivation

Die Geschichte der deutschen gesetzlichen Unfallversicherung (UV) reicht zurück ins Jahr 1884, als im Rahmen der Reichsversicherungsordnung (RVO) das Unfallversicherungsgesetz erlassen wurde. Dabei haben die wesentlichen Strukturmerkmale der UV von 1884 bis heute Bestand. Wie man in Abbildung 1 erkennt ist der Verlauf der durch die gesetzlichen Unfallversicherungsträger erfassten Arbeitsunfallszahlen je 1.000 Vollarbeiter seit Ende des ersten Jahrzehnts des 20. Jahrhunderts rasant gefallen. Ab dem Ende des zweiten Jahrzehnts des 20. Jahrhunderts gilt dies auch für die Statistik der tödlichen Arbeitsunfälle je 1.000 Vollarbeiter.

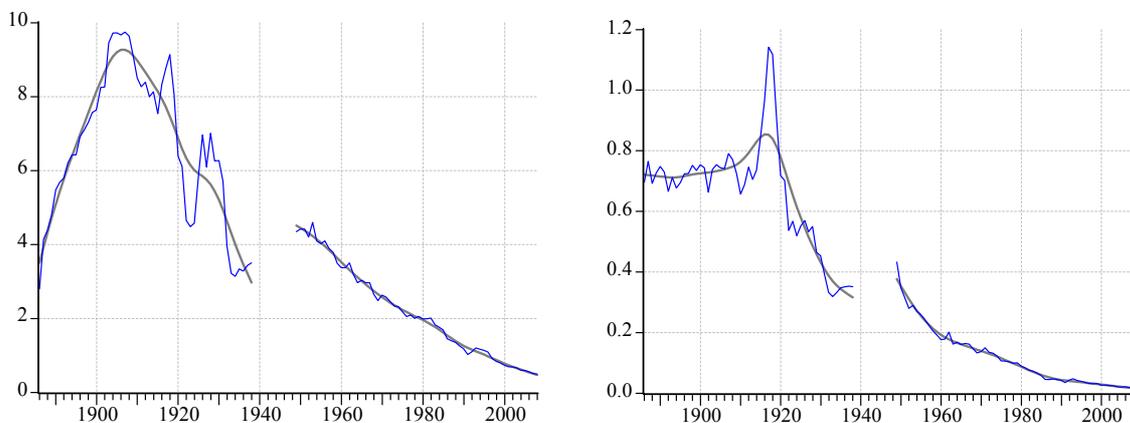


Abb. 1 Linkes Diagramm: Arbeitsunfälle je 1.000 Vollarbeiter; rechtes Diagramm: Tödliche Arbeitsunfälle je 1.000 Vollarbeiter; graue Linie mit einem HP(100)-Filter extrahierte Trendfunktion (Hodrick und Prescott, 1997); Daten: Arbeitsunfälle und tödliche Arbeitsunfälle jeweils „im engeren Sinne“ und je 1.000 Vollarbeiter, 1886-1977: Wickenhagen (1980: Übersicht 1, 3, 4, S. 246, 248-249); 1978-2008: BMAS (2009: Tab. TM1, TM2, S. 145-146); 1949-2008: Geschäfts- und Rechnungsergebnisse der gewerblichen Berufsgenossenschaften, Hauptverband der gewerblichen Berufsgenossenschaften (HVBG)

1.1 Volatilität und Regimewechsel. In Abbildung 1 sind neben den ursprünglichen Zeitreihen (blaue Linien) auch die mit dem weit verbreiteten Verfahren nach Hodrick und Prescott (1997) – dem so genannten HP-Filter – ermittelten Trendfunktionen als graue Linien dargestellt. Die Trendkomponente wurde dabei so berechnet, dass die folgende Optimierungsvorschrift erfüllt wird:

$$\min_{\tau_t} \sum_{t=1}^T (y_t - \tau_t)^2 \text{ u.d.Nb. } \sum_{t=2}^{T-1} [(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2 \leq \lambda ,$$

wobei y_t die Originalreihe, τ_t den von der Zeitreihe abzuziehenden Trend und λ einen so genannten Glättungsparameter bezeichnet, der für Jahresdaten in der Regel auf einen Wert von 100 gesetzt wird (Hodrick und Prescott, 1997; Ravn und Uhlig, 2002). Die gefilterten, das

heißt trendbereinigten, Reihen oder auch Konjunkturkomponenten sind unten in Abbildung 2 dargestellt.

Insbesondere an der durch den 2. Weltkrieg unterbrochenen Zeitreihe der nicht-tödlichen Arbeitsunfälle fällt auf, dass in der Periode von 1886-1938 die kurz- und mittelfristigen Schwankungen um den Trend stärker ausfallen als in der Nachkriegszeit. Um diesen Rückgang in der Volatilität des Unfallgeschehens auch quantitativ deutlich zu machen, empfiehlt es sich, auf deskriptive Volatilitätsmaße zurückzugreifen. Exemplarisch werden hier die folgenden Volatilitätsmaße für den jeweiligen Zeitraum (vor und nach dem 2. Weltkrieg) berechnet:¹

$$v_1 = \frac{\sigma[y_t - \tau_t(y)]}{\tau_{T_m}}, \quad v_2 = \frac{\frac{1}{T} \sum_t |y_t - y_{t-1}|}{\frac{1}{T} \sum_t y_t}.$$

Bei beiden Maßen v_1 und v_2 handelt es sich um bewährte Statistiken zur Volatilitätsmessung; so wurde v_1 , das die Standardabweichung der trendbereinigten Zeitreihe in Bezug zu ihrem mittleren Trendwert (Medianwert der Trendfunktion τ_{T_m}) setzt, beispielsweise von Süssmuth (2002a) benutzt. Ebenso gebräuchlich ist die Verwendung von v_2 , das die Absolutwerte der ersten Differenzen der ungefilterten Reihe auf ihren arithmetischen Mittelwert normiert. Es kommt beispielsweise bei Christiano (1988) und Fitzgerald (1997) zum Einsatz. Die Ergebnisse für die in Abbildung 1 dargestellten Zeitreihen sind in Tabelle 1 ausgewiesen.

Tab. 1. Volatilität des Arbeitsunfallgeschehens in Deutschland vor und nach dem 2. Weltkrieg

Periode:	Arbeitsunfälle je 1.000 Vollarbeiter				Tödliche Arbeitsunfälle je 1.000 Vollarbeiter			
	1886-1938	1949-2008	1887-1938	1950-2008	1886-1938	1949-2008	1887-1938	1950-2008
v_1	0,107	0,047			0,105	0,104		
v_2			0,071	0,048			0,071	0,076

Vergleicht man die beiden Beobachtungszeiträume vor und nach dem 2. Weltkrieg miteinander, halbiert sich für beide betrachteten Maße v_1 und v_2 die Volatilität der Arbeitsunfälle mit nicht-tödlichem Ausgang je 1.000 Vollarbeiter in etwa. Für v_2 handelt es sich genau genommen um eine Reduktion von etwa 40 Prozent, während der v_1 -Wert im Übergang um mehr als die Hälfte zurückgeht. Dieser Bruch findet sich allerdings nicht in der Volatilität der tödlichen Arbeitsunfälle je 1.000 Vollarbeiter wieder. Für beide Methoden ändert sich die Volatilität der

¹ Für eine ausführliche Darstellung weiterer (asymptotisch äquivalenter) Volatilitätsmaße sei hier auf die Übersicht von McKenzie (1999) verwiesen.

tödlichen Arbeitsunfallstatistik um weniger als 10 Prozent. Während der v_1 -Wert im Übergang marginal abnimmt, steigt die durch v_2 gemessene Volatilität sogar um etwa 7 Prozent.

Deutlich wird dieser Unterschied im Regimewechsel von tödlichen und nicht-tödlichen Arbeitsunfallszahlen bei Betrachtung der Wachstumsraten (Abbildung 3). Auf der einen Seite nimmt die Streuung der Wachstumsraten der nicht-tödlichen Arbeitsunfälle je 1.000 Vollarbeiter (gemessen an ihrer Standardabweichung) von der Periode 1887-1938 auf den Zeitraum 1950-2008 signifikant ab, indem sie sich mehr als halbiert. Auf der anderen Seite beträgt der Rückgang in der Streuung der Wachstumsraten der tödlichen Arbeitsunfälle für den Regimeübergang vergleichsweise geringen 8 Prozent. Die jüngere Literatur schreibt den nicht-tödlichen Arbeitsunfällen eher die Eigenschaft zu durch Politikmaßnahmen im weitesten Sinne – worunter natürlich auch Präventions- und Unfallverhütungsmaßnahmen fallen – beeinflussbar zu sein (Boone und van Ours, 2006, S. 1084-1085).² Folgt man dieser Argumentation kann der Rückgang der Volatilität der nicht-tödlichen Arbeitsunfälle als ein langfristiger Erfolg der frühen Anstrengungen und Reformen der gesetzlichen Unfallversicherung (insbesondere der Kodifikation der RVO 1911 und der Ausweitung von Risiken und Versicherungspflicht im 2. und 6. Änderungsgesetz, 1925 und 1942) gesehen werden.³ Die langfristige und kurzfristige, möglicherweise asymmetrische, Präventionsausgabenelastizität der Unfallstatistik werden wir an späterer Stelle, in Abschnitt 4, näher beleuchten und quantifizieren.

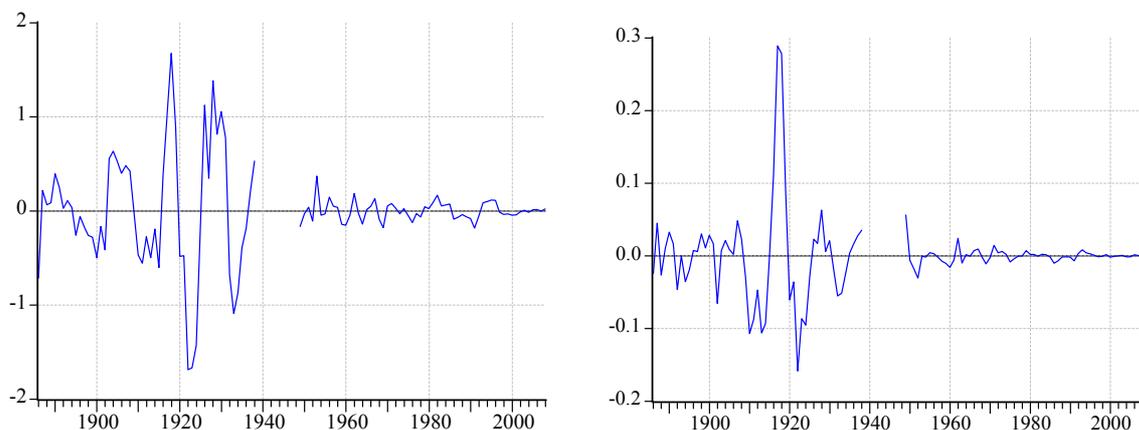


Abb. 2 Konjunkturkomponenten der Arbeitsunfälle und tödlichen Arbeitsunfälle je 1.000 Vollarbeiter (Datenquelle: s. Abb. 1); Trendbereinigung: HP(100)-Filter (Hodrick and Prescott, 1997)

² Allerdings sollte erwähnt werden, dass Boone und van Ours (2006) in ihrer Interpretation soweit gehen, die tödlichen Arbeitsunfälle als vollkommen exogen und damit als unabhängig von jeglicher Politikmaßnahme zu unterstellen. Diese Ansicht wird von uns nicht geteilt.

³ Dies setzt natürlich voraus, dass es sich bei der „Glättung“ oder „Stabilisierung“ der Arbeitsunfälle im Zeitablauf tatsächlich um ein Desideratum handelt, worüber noch zu sprechen sein wird.

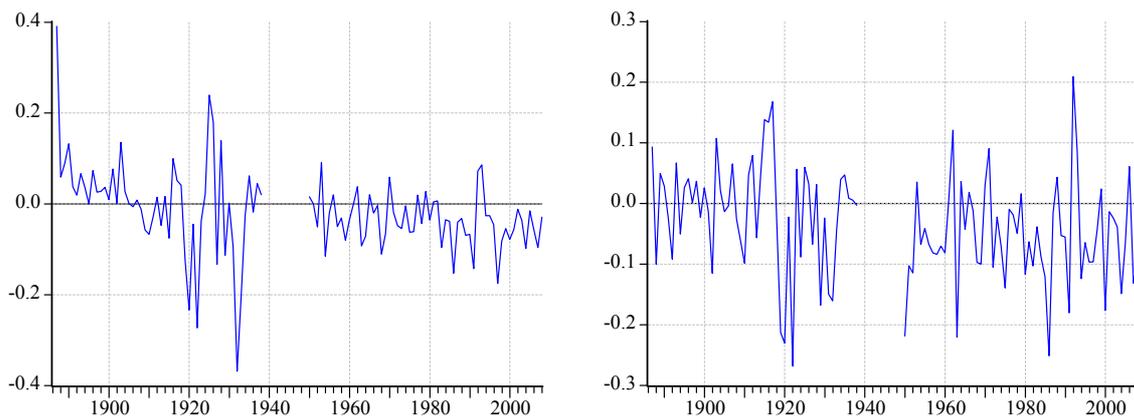


Abb. 3 Wachstumsraten der Arbeitsunfälle und tödlichen Arbeitsunfälle je 1.000 Vollarbeiter (Quelle: s. Abb. 1)

Zusammenfassend kann man festhalten, dass obschon der Bruch für die Arbeitsunfallstatistiken wesentlich weniger stark ausfällt als für andere volkswirtschaftliche Größen,⁴ es dennoch gerechtfertigt erscheint, von zwei getrennten Regimen auszugehen. Ein Grund liegt in dem langfristigen sektoralen und strukturellen Wandel der Industrienationen in dieser Zeit. Wirtschaftshistoriker datieren den etwa ein halbes Jahrhundert andauernden und durch die Schlüsseltechnologien Elektrizität und Chemie geprägten 3. Kondratieff-Zyklus vom Ende des 19. Jahrhunderts bis zum Ende des 2. Weltkriegs. Der Beginn einer 4. Kondratieff-Welle – gekennzeichnet von technologischen Neuerungen in Bereichen wie der Mikroelektronik und der Automobilindustrie – wird üblicherweise in den 1950er Jahren gesehen (Solomou, 1998). Insbesondere der erste Teil des links in Abbildung 1 gezeigten Diagramms scheint der Dynamik eines solchen 3. Kondratieff-Zyklus' zu folgen. In den frühen Arbeiten von Kondratieff (1925), Schumpeter (1939) und Mensch (1979) wurde bei dieser langfristig wellenartigen Dynamik von einer durchschnittlichen Periodenlänge der Bewegung von 50-60 Jahren ausgegangen. Heute herrscht unter quantitativen Wirtschaftshistorikern die Meinung vor, dass insbesondere für die deutsche Volkswirtschaft – bedingt durch die tiefen Einschnitte der beiden Weltkriege („*war shocks and adjustments*“; siehe Solomou, 1998, S. 91) – die langfristige periodische Dynamik dominiert wird von so genannten „*Kuznets Swings*“ (Kuznets, 1930) mit einer durchschnittlichen Periodenlänge von 20-30 Jahren (Metz, 1992; Solomou 1998).

1.2 Stabilisierung als Ziel. Im aktuellen Jahrbuch Prävention 2008-2009 wird die „*Vision Zero*“, eine Welt ohne Arbeits-, Schul- und Wegeunfälle, skizziert. Dieses visionäre Fernziel sagt aber für sich genommen noch nichts aus über die angestrebte Beschaffenheit des Pfades, über den dieser langfristige Zustand oder „*Steady State*“ erreicht werden soll. So kann die

⁴ Anders als für andere Größen, lässt sich hier auch kein signifikanter Strukturbruch für den 1. Weltkrieg ausmachen, was an der Tatsache des vorwiegend extraterritorialen Stattfindens dieses Krieges liegen mag.

„Trajektorie“ entweder glatt verlaufen oder durch Sprünge und/oder Zyklen gekennzeichnet sein. Das ebenso im Jahrbuch Prävention definierte Schlüsselkonzept der „*Corporate Social Responsibility*“ (CSR) ist hier hilfreicher. Die CSR ergänzt die soziale Verantwortung der Unternehmen bezüglich nachhaltiger Produkte, umweltschonender Produktionsverfahren etc. um den Schutz der eigenen Mitarbeiter. Warum genau sind nun der Arbeiterschutzes und die Stabilisierung von Arbeitsunfällen aus wohlfahrtsökonomischer Sicht nachhaltig und erstrebenswert? Die Antwort liegt zunächst einmal in der Schaffung von Planungssicherheit bei den Unfallversicherungsträgern und den Unternehmen geschaffen wird. Ein glatter Verlauf der Arbeitsunfälle bedeutet ein Weniger an transitorischen Ausfällen von Arbeitskräften und damit verbundenen Fähigkeits- und Erfahrungsverlusten, was sich auch in weniger starken Produktivitätsverlusten widerspiegelt (Martin und Rogers, 1997). Zudem senkt die gesteigerte Planungssicherheit in der mittleren Frist die Investitionsunsicherheit, insbesondere für irreversible Investitionen, und kann so zu einer Steigerung der Produktivität führen (Dixit und Pindyck, 1994).

Welche Möglichkeit besteht für die UV, auf eine derartige Glättung hinzuwirken? Neben dem jüngeren Präventionsdienstleistungsverständnis, ein Anreizsystem durch Beitragsausgleichsverfahren und Prämienmodelle zu installieren, ist dies – ähnlich wie in der Fiskalpolitik – vor allem die Möglichkeit einer kontrazyklischen, stabilisierenden Präventionsausgabenpolitik. Allerdings ist davon auszugehen, dass dies – ebenso in Analogie zur staatlichen Fiskalpolitik – Probleme des Timings, der Verzögerung in Wirkung und Implementierung sowie Fragen nach der Wirksamkeit einer kontrazyklischen Präventionsausgabenpolitik aufwirft.

Aus empirischer Sicht gilt es daher zunächst zu klären, ob die UV in ihrer jüngeren Geschichte, das heißt nach dem 2. Weltkrieg, die Präventionsausgaben tatsächlich als ein derartiges Stabilisierungsinstrument eingesetzt hat.

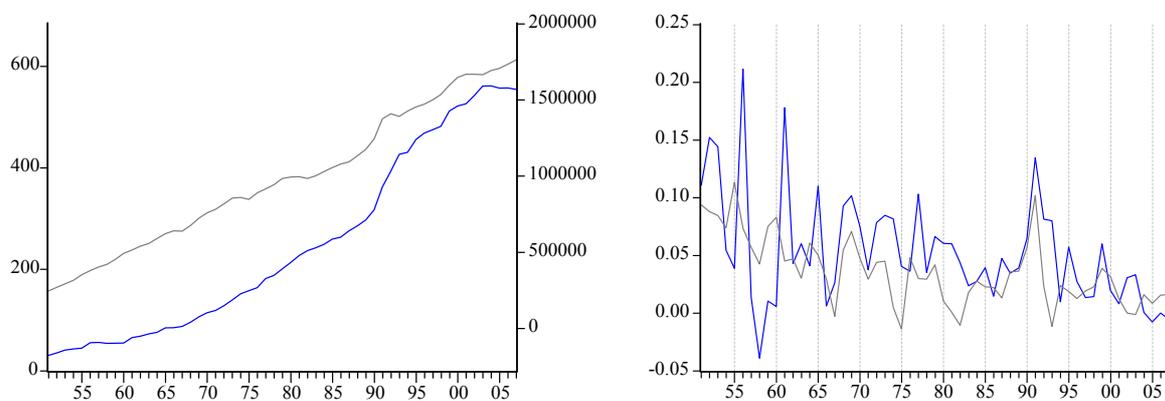


Abb. 4 Linkes Diagramm: Reale Präventionsausgaben (blau) und reales BIP (grau) in Mio. EUR (in Preisen von 1990); Rechtes Diagramm: zugehörige Wachstumsraten; Daten: HVBG, Mitchell (1992), Maddison (1995), Eurostat

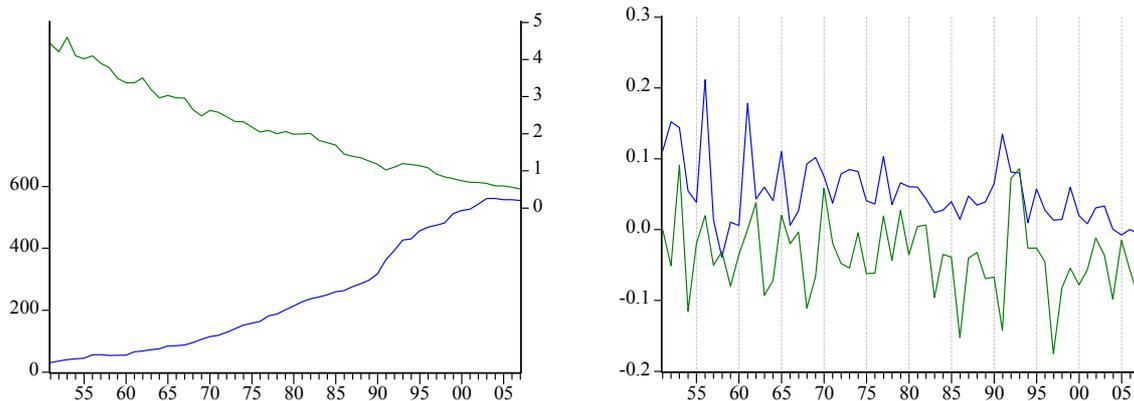


Abb. 5 Linkes Diagramm: Reale Präventionsausgaben (blau) in Mio. EUR und Arbeitsunfälle je 1.000 Vollarbeiter (grün);
Rechtes Diagramm: zugehörige Wachstumsraten; Daten: HVBG, Mitchell (1992), Eurostat

Die vorliegenden Daten zu den Präventionsausgaben entstammen der so genannten Kontenklasse 59 „Unfallverhütung und Erste Hilfe“. In diese Kategorie fallen die Kosten für die Herstellung von Unfallverhütungsvorschriften, Kosten der Überwachung und Beratung der Unternehmen, Kosten der Ausbildung, Zahlungen an Verbände für Unfallverhütung, sonstige Kosten der Unfallverhütung und die Kosten der ersten Hilfe.

Wie man bereits durch etwas genauere Inspektion der in den Abbildungen 4 und 5 dargestellten Kurvenverläufe sehen kann, lässt sich das Präventionsausgabeverhalten der UV in den letzten 5 Jahrzehnten als prozyklisch bezeichnen. Bei detaillierter Betrachtung der zweiten Teilabbildung von Abbildung 4 sieht man, dass die Wachstumsraten der realen Präventionsausgaben den Wachstumsraten im realen Bruttoinlandsprodukt mit einer Verzögerung von etwa einem Jahr folgen. Die Prozyklizität der Wachstumsraten der Präventionsausgaben zu den Wachstumsraten der Arbeitsunfälle ist eher von kontemporärer Natur, das heißt nicht verschoben in der Phase des Zyklus'. Gleiches gilt für den nicht dargestellten Verlauf der Wachstumsraten der tödlichen Arbeitsunfälle je 1.000 Vollarbeiter in der Periode nach dem 2. Weltkrieg.

Von einem kontrazyklischen Einsatz der Präventionsausgaben kann daher ausgenommen die Entwicklung der letzten 5-10 Jahre für den Beobachtungszeitraum von 1950 bis 2008 nicht die Rede sein.

1.3 Theorie und existierende Literatur. Eine umfangreiche „frühe“ Literatur zu unserer Problematik thematisiert den Zusammenhang von Kapazitätsauslastung und Arbeitsunfällen im Konjunkturverlauf. Da in Rezessionen allgemein weniger gearbeitet wird, unterstellt man, dass die Arbeitskräfte durch die geringere Belastung aufmerksamer sind und dass die Zeit, während der die Arbeitskräfte Unfällen ausgesetzt sind, generell kürzer bemessen ist (Schus-

ter und Rhodes, 1985). Ähnlich lautet die Hypothese von Smith (1972), nach der Überstunden die Zahl der Arbeitsunfälle grundsätzlich erhöhen. Hartwig *et al.* (1997) stellen heraus, dass ein Weniger an Arbeitern in konjunkturellen Abschwüngen auch ein Weniger an unerfahrenen Arbeitnehmern bedeuten kann, da in der Regel unerfahrene sowie „ungeschickte“ Arbeitskräfte zuerst ausgestellt werden. Da wenige neue Arbeitskräfte hinzukommen, geht auch die Grundgesamtheit der vorerst ungeübten und unerfahrenen Arbeitskräfte zurück.

Aufgrund der Datenlage und der Normierung unserer Arbeitsunfallsreihen auf Vollarbeiter werden wir diese Hypothesen im Rahmen der vorliegenden Arbeit nicht näher untersuchen.

Ein weiterer Erklärungsansatz für die Prozyklizität von Arbeitsunfällen findet sich in der breiten und zunehmenden Literatur zu strategischem „Over-“ und „Under-Reporting“-Verhalten der Arbeitnehmer. Die grundsätzliche Idee, wonach die Angst vor Arbeitsplatzverlust Beschäftigte dazu veranlassen kann, die Bekanntgabe von Arbeitsunfällen (sofern möglich) aufzuschieben oder zu unterlassen geht zurück auf den Beitrag von Kossoris (1938). Leigh (1985) stellt in diesem Zusammenhang zwei entscheidende Nebeneffekte hoher Arbeitslosigkeit in den Vordergrund: Einerseits kann davon ausgegangen werden, dass vor allem Arbeitnehmer, die hohe Fehlzeiten aufweisen, mit größerer Wahrscheinlichkeit von einer Stellenstreichung betroffen sind. Zum anderen dürfte sich für Arbeitskräfte, die im Zuge der Rezession nicht entlassen wurden, die Angst vor einem Arbeitsplatzverlust aufgrund der Erlebnisse während des Abschwungs erhöht haben und damit das Vermeiden von Fehlzeiten und Arbeitsunfällen in den Vordergrund gerückt sein. Die Arbeiten von Hartwig *et al.* (1997), Brooker *et al.* (1997), Salonemi und Oksanen (1998), Boone und van Ours (2006) sowie Davies *et al.* (2009) finden empirische Belege für den Beitrag zur Prozyklizität von Arbeitsunfällen und/oder Fehlzeiten dieser „Reporting Behavior“-Effekte. Dabei werden in der Regel unterschiedliche Schweregrade der Unfälle unterschieden. So findet etwa die Studie von Salonemi und Oksanen (1998) keine Belege für eine Prozyklizität von Arbeitsunfällen mit tödlichem Ausgang – ein Resultat, das von unseren Ergebnissen nicht gestützt werden kann. Eine bemerkenswerte Pionierarbeit, die nicht weniger als 90 verschiedene Unfallgruppen unterscheidet (allerdings lediglich für die drei Stichjahre 1956, 1962 und 1968) und für die gewerbliche Wirtschaft Deutschlands untersucht, ist Neubert (1971).

Eine weitere These, die sich in der Literatur findet, ist die Abhängigkeit der Prozyklizität von der sektoralen Struktur und ihrer Entwicklung, da Wirtschaftsbereiche wie etwa der Bau-Sektor durch die Fluktuation des Arbeitsortes erhöhten Unfallrisiken ausgesetzt sind. Auch hier ist für Deutschland die Studie von Neubert (1971) hervorzuheben. Eine sektoral tief gegliederte neuere empirische Untersuchung ist Bolduc *et al.* (2001). Im Rahmen unserer Arbeit

werden wir die sektorale Struktur durch die in Abbildung 6 dargestellten Vollarbeiteranteile berücksichtigen. In sektoraler Hinsicht werden wir uns auf die folgenden fünf Sektoren konzentrieren: Bau, Metallerzeugung und -verarbeitung, Chemie, Verkehr und Gesundheit.

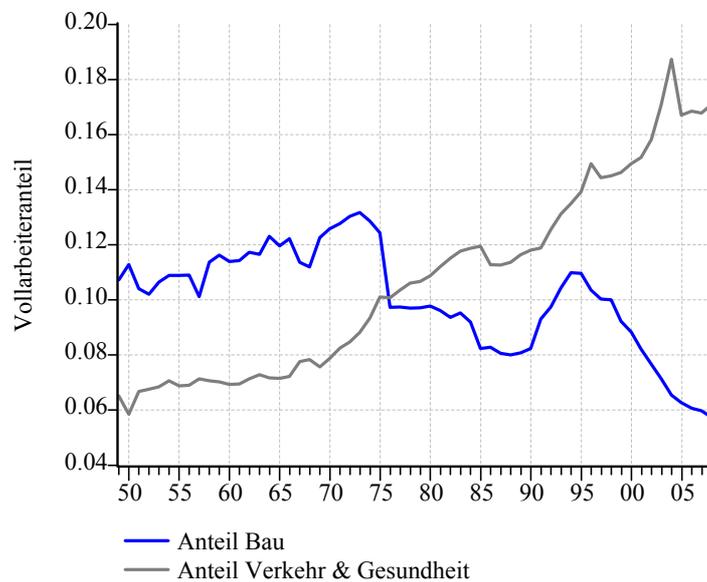


Abb. 6 Vollarbeiteranteile (Bau und Dienstleistungssektoren Verkehr und Gesundheit): 1949-2008; Daten: HVBG

Ein anderer prominenter Erklärungsansatz der Prozyklizität von Arbeitsunfällen, der aus der jüngeren Literatur hervorsticht, stellt das Moral-Hazard-Problem in den Vordergrund, welches auftritt, sofern Ersatzleistungen in Zusammenhang mit Arbeitslosenversicherung und -unterstützung in substitutiver Beziehung zu Unfallversicherungsrenten stehen. Abbildung 7 gibt grob die Entwicklung von Arbeitslosenunterstützung und Arbeitslosenhilfe in der Bundesrepublik nach dem 2. Weltkrieg wieder.

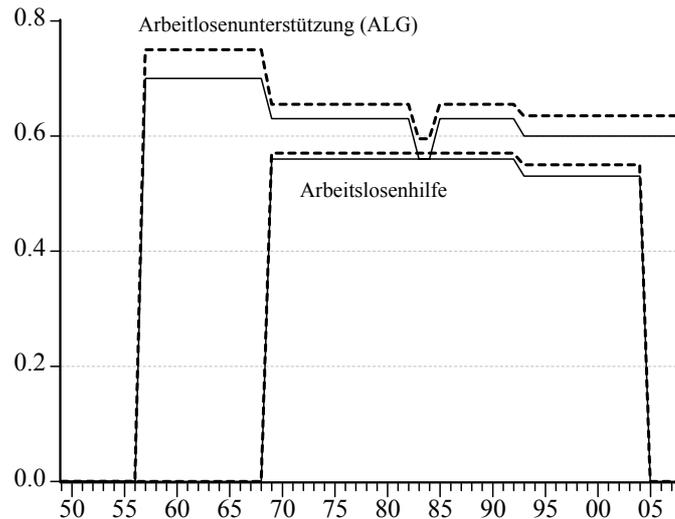


Abb. 7 Arbeitslosenunterstützung (ALG) und Arbeitslosenhilfe in der Bundesrepublik Deutschland; die durchgezogenen Linien bilden die Norm-Sätze ab, die gestrichelten Linien das arithmetische Mittel aus dem erhöhten und dem Norm-Satz; Daten: Lampert (1985, 1990)

Welche Rolle die Präventionsausgaben der UV für die Entwicklung der Arbeitsunfälle in der Bundesrepublik seit Ende des 2. Weltkriegs spielen wurde nach unserem Wissensstand bisher lediglich in der unveröffentlichten Studie von Kemény und Scherer (1999) untersucht.

2. Klassische Korrelationsanalyse

In diesem Abschnitt werden wir die seit Kydland und Prescott (1990) etablierte Methodik der angewandten Konjunkturforschung einsetzen. Die Eckpfeiler dieses weitgehend deskriptiven Ansatzes sind (i) die Verwendung eines *Bandpass*- oder *Highpass*- Filters wie beispielsweise des HP-Filters zur Ermittlung der Konjunkturkomponenten der zu untersuchenden Reihen und (ii) eine ausführliche Korrelationsanalyse, welche die Vor- und Nachlauf-Beziehungen der Zeitreihen ausreichend berücksichtigt. Ergänzend kann eine Robustheitsanalyse dahingehend vorgenommen werden, dass zudem stochastische Trendbereinigungsverfahren (erste logarithmierte Differenzen, d.h. approximativ Wachstumsraten) in Schritt (i) berücksichtigt werden. Zudem werden wir ein alternatives deterministisches Trendbereinigungsverfahren benutzen, um die Sensitivität der Korrelationen hinsichtlich der Trendbereinigung zu untersuchen. Wir benutzen hierzu den von Ravn und Uhlig (2002) vorgeschlagenen HP-Filter mit einem Glättungsgewicht von $\lambda = 6,25$ für Jahresdaten.⁵

⁵ In qualitativer Hinsicht können wir sämtliche in dieser Studie dargestellten Ergebnisse auch bestätigen unter Einsatz von unlängst an Popularität gewinnenden *Bandpass*-Filtern. Eingesetzt wurden insbesondere die Filter von Baxter und King (1999), A'Hearn und Woitek (2001) sowie Christiano und Fitzgerald (2003). Die ausführlichen Ergebnisse sind auf Anfrage erhältlich.

Tab. 2. Korrelationsanalyse: Arbeitsunfälle und reales BIP

Wachstumsraten	BIP(-3)	BIP(-2)	BIP(-1)	BIP	BIP(+1)	BIP(+2)	BIP(+3)
AU: 1887-1938	0,1805 (1,185)	-0,0522 (-0,333)	0,4911 (3,122)	0,0564 (0,479)	0,1234 (0,863)	-0,1291 (-1,525)	0,0276 (0,265)
TAU: 1887-1938	0,0306 (0,197)	-0,2717 (-2,067)	0,2617 (1,327)	-0,0796 (-0,497)	0,1803 (1,177)	-0,2920 (-2,086)	-0,0867 (-0,654)
AU: 1949-2007	0,2775 (1,772)	0,1232 (0,625)	0,6056 (4,472)	-0,4657 (-1,847)	-0,4012 (-1,577)	0,1165 (0,588)	-0,1076 (-0,632)
TAU: 1949-2007	-0,1422 (-1,112)	0,4282 (1,974)	0,1531 (0,526)	-0,0127 (-0,039)	-0,3547 (-1,764)	0,3260 (2,010)	-0,1775 (-0,730)
HP(100)							
AU: 1887-1938	0,1458 (0,576)	-0,2272 (-1,684)	0,4544 (2,886)	-0,0143 (-0,077)	0,1391 (0,555)	-0,1592 (-1,144)	-0,0830 (-1,119)
TAU: 1887-1938	-0,0138 (-0,059)	-0,3204 (-1,921)	0,1062 (0,683)	-0,0755 (-0,441)	0,1204 (0,476)	-0,2934 (-1,226)	-0,1858 (-1,379)
AU: 1949-2007	0,1545 (1,155)	0,0304 (0,185)	0,3612 (1,935)	-0,2056 (-1,239)	-0,2518 (-1,071)	0,1743 (0,924)	-0,1414 (-0,926)
TAU: 1949-2007	-0,0527 (-0,463)	0,2084 (1,359)	-0,0254 (-0,174)	0,1847 (1,066)	-0,2511 (-1,414)	0,2944 (1,950)	-0,1294 (-1,100)
HP(6,25)							
AU: 1887-1938	0,1039 (0,568)	-0,2101 (-1,351)	0,5546 (4,238)	0,0341 (0,290)	0,2482 (1,086)	-0,0790 (-0,767)	0,2671 (2,007)
TAU: 1887-1938	-0,0692 (-0,343)	-0,3155 (-1,866)	0,1381 (0,787)	-0,0721 (-0,531)	0,1591 (0,740)	-0,2690 (-1,296)	0,0838 (0,615)
AU: 1949-2007	0,1327 (1,307)	0,0594 (0,442)	0,3666 (2,213)	-0,1409 (-0,947)	-0,0869 (-0,514)	0,1377 (0,881)	0,0764 (0,637)
TAU: 1949-2007	-0,0448 (-0,388)	0,2089 (1,516)	0,0002 (0,001)	0,1807 (1,120)	-0,1772 (-1,035)	0,2686 (2,045)	-0,0407 (-0,317)

Anmerkungen: AU – Arbeitsunfälle je 1.000 Vollarbeiter; TAU – Tödliche Arbeitsunfälle je 1.000 Vollarbeiter; BIP – reales BIP (preisbereinigt mit BIP-Deflator); fett gedruckt: signifikant auf mind. 5%-Niveau; in Klammern sind t-Werte angegeben, die auf Autokorrelations- und Heteroskedastizitäts-konsistenten Standardfehlern basieren (Newey und West, 1987); Daten: HVBG, Maddison (1995), Eurostat

Finden sich signifikante Korrelationen bei gleicher Lead-/Lag-Struktur für die verschiedenen Filter und Verfahren kann von einem robusten Zusammenhang ausgegangen werden. Wir folgen hier Autoren wie Canova (1998), die raten, dieses Vorgehen den kaum trennscharfen so genannten Einheitswurzeltests (Banerjee *et al.*, 1993; Diebold und Senhadji, 1996) und dem Abstellen auf ein Trendbereinigerungsverfahren vorzuziehen.

Die in Tabelle 2 ausgewiesenen Korrelationskoeffizienten zeigen deutlich den prozyklischen Verlauf der nicht-tödlichen Arbeitsunfälle, die dem BIP im Abstand von einer Periode nachlaufen. Es ist auch bemerkenswert, dass sich diese um ein Jahr phasenverschobene Prozyklizität der nicht-tödlichen Arbeitsunfälle in den Perioden vor und nach der Unterbrechung durch den 2. Weltkrieg finden. Die Korrelation ist hoch und liegt je nach Filter zwischen 37 und 60 Prozent. Eine Korrelation der tödlichen Arbeitsunfälle je 1.000 Vollarbeiter besteht dagegen nicht für alle der angewandten Trendbereinigerungsverfahren.

Tab. 3. Korrelationsanalyse: Reale Präventionsausgaben und reales BIP, 1949-2007

Wachstumsraten	BIP(-3)	BIP(-2)	BIP(-1)	BIP	BIP(+1)	BIP(+2)	BIP(+3)
	0,0063 (0,054)	-0,1736 (-0,987)	0,6069 (3,202)	-0,1197 (-0,771)	0,2480 (1,835)	-0,5684 (-2,645)	0,2233 (1,651)
HP(100)	0,3934 (2,698)	0,0196 (0,125)	0,4907 (2,980)	0,1246 (0,620)	0,1433 (1,001)	-0,1924 (-1,646)	-0,0091 (-0,101)
HP(6,25)	0,1818 (0,918)	0,0440 (0,218)	0,4285 (2,321)	0,1274 (0,553)	0,1031 (0,599)	-0,2843 (-2,752)	0,0438 (0,442)

Anmerkungen: BIP- und Präventionsausgaben-Reihen wurden jeweils mit dem BIP-Deflator preisbereinigt; fett gedruckt: signifikant auf mind. 5%-Niveau; in Klammern sind t-Werte angegeben, die auf Autokorrelations- und Heteroskedastizitäts-konsistenten Standardfehlern basieren (Newey und West, 1987); Daten: HVBG, Mitchell (1992), Maddison (1995), Eurostat

Wie man an den Ergebnissen in Tabelle 3 sieht, sind die realen Präventionsausgaben ähnlich hoch korreliert mit dem Konjunkturzyklus in der BIP-Reihe und laufen diesem mit etwa einer Periode nach. Der Korrelationskoeffizient liegt je nach Filter zwischen 42 und 60 Prozent.

Tab. 4. Korrelationsanalyse: Arbeitsunfälle und Produktion im Bau-Sektor, 1949-2007

Wachstumsraten	IP(-3)	IP(-2)	IP(-1)	IP	IP(+1)	IP(+2)	IP(+3)
AU	0,0119 (0,139)	-0,0504 (-0,448)	-0,1375 (-0,742)	0,3778 (2,287)	0,1425 (1,674)	0,0550 (0,591)	0,1062 (0,737)
TAU	0,3737 (3,507)	-0,3505 (-2,503)	0,1652 (1,195)	0,0829 (0,489)	0,0232 (0,193)	0,0460 (0,371)	-0,2946 (-1,757)
HP(100)	AU 0,0199 (0,175)	-0,1659 (-1,005)	-0,2857 (-1,301)	0,4024 (2,079)	0,1333 (1,444)	0,0345 (0,282)	-0,0569 (-0,516)
	TAU 0,2264 (1,489)	-0,2358 (-1,404)	0,1960 (1,092)	-0,0074 (-0,035)	-0,0044 (-0,026)	0,0535 (0,439)	-0,1007 (-0,862)
HP(6,25)	AU -0,0130 (-0,131)	-0,1053 (-0,927)	-0,2473 (-1,424)	0,3763 (2,130)	0,1227 (1,212)	0,0312 (0,277)	0,0985 (0,552)
	TAU 0,2219 (1,939)	-0,2041 (-1,315)	0,1542 (1,076)	0,0082 (0,063)	0,0081 (0,050)	0,0456 (0,388)	-0,1397 (-1,036)

Anmerkungen: AU – Arbeitsunfälle je 1.000 Vollarbeiter; TAU – Tödliche Arbeitsunfälle je 1.000 Vollarbeiter; IP – Industrielle Produktion (Index mit 1962 = 100); fett gedruckt: signifikant auf mind. 5%-Niveau; in Klammern sind t-Werte angegeben, die auf Autokorrelations- und Heteroskedastizitäts-konsistenten Standardfehlern basieren (Newey und West, 1987); Daten: HVBG, Hoffmann (1965), Statistisches Bundesamt (Jahrbücher)

Die zyklische Komponente der Produktion im Bausektor verläuft offenbar kontemporär prozyklisch zur Konjunkturkomponente der nicht-tödlichen Arbeitsunfälle. Die prominente Rolle der Bauindustrie hinsichtlich der Höhe und Prozyklizität der Arbeitsunfälle findet sich auch in der auf Querschnittsdaten basierenden empirischen Literatur wieder, die in der Regel bis zu 10 Volkswirtschaften und wesentlich kürzere als die hier untersuchten Beobachtungszeiträume berücksichtigt (vgl. etwa Boone und van Ours, 2006).

Tab. 5. Korrelationsanalyse: Arbeitsunfälle und Produktion in der Chemischen Industrie, 1949-2007

Wachstumsraten		IP(-3)	IP(-2)	IP(-1)	IP	IP(+1)	IP(+2)	IP(+3)
AU		-0,0550	0,1291	0,4154	0,6650	-0,0236	-0,2613	-0,2056
		(-0,489)	(1,310)	(4,880)	(8,749)	(-0,127)	(-1,877)	(-2,299)
TAU		-0,2214	0,4354	-0,0773	0,2214	-0,1963	0,0337	-0,1100
		(-2,169)	(2,882)	(-0,409)	(1,801)	(-1,555)	(0,248)	(-0,815)
HP(100)								
AU		-0,0750	0,0543	0,2914	0,4229	0,0647	-0,1472	-0,0408
		(-0,722)	(0,540)	(2,802)	(4,326)	(0,422)	(-0,996)	(-0,416)
TAU		-0,2242	0,2696	0,0707	0,0842	-0,2805	0,0855	-0,0142
		(-2,387)	(2,943)	(0,873)	(1,298)	(-3,273)	(0,690)	(-0,184)
HP(6,25)								
AU		0,0385	0,1313	0,3927	0,5171	0,1295	-0,1513	-0,0553
		(0,346)	(0,959)	(2,059)	(2,917)	(0,620)	(-0,927)	(-0,406)
TAU		-0,1559	0,2997	0,1290	0,1365	-0,1968	0,1198	0,0098
		(-2,015)	(2,196)	(0,988)	(1,194)	(-1,733)	(0,729)	(0,070)

Anmerkungen: AU – Arbeitsunfälle je 1.000 Vollarbeiter; TAU – Tödliche Arbeitsunfälle je 1.000 Vollarbeiter; IP – Industrielle Produktion (Index mit 1962 = 100); fett gedruckt: signifikant auf mind. 5%-Niveau; in Klammern sind t-Werte angegeben, die auf Autokorrelations- und Heteroskedastizitäts-konsistenten Standardfehlern basieren (Newey und West, 1987); Daten: HVBG, Hoffmann (1965), Statistisches Bundesamt (Jahrbücher)

Für das Verhältnis von konjunktureller Dynamik und nicht-tödlichen Arbeitsunfällen des Chemie-Sektors weisen die Ergebnisse in Tabelle 5 auf einen prozyklischen Zusammenhang mit einem Nachlauf der Unfälle von weniger oder gleich einer Periode hin. Die kontemporäre Korrelation ist dabei gemessen an den Koeffizienten relativ hoch und liegt bei etwa 50 Prozent. Die Korrelationskoeffizienten für die tödlichen Arbeitsunfälle deuten eine weniger ausgeprägte Prozyklizität mit zwei oder drei Perioden Nachlauf an.

Tab. 6. Korrelationsanalyse: Arbeitsunfälle und reale Ausgaben im Gesundheits-Sektor, 1970-2007

Wachstumsraten		Ausg(-3)	Ausg(-2)	Ausg(-1)	Ausg	Ausg(+1)	Ausg(+2)	Ausg(+3)
AU		0,0331	-0,0901	0,4662	0,1507	0,0512	0,2159	0,2310
		(0,489)	(-1,227)	(5,130)	(1,944)	(0,696)	(2,848)	(1,987)
TAU		0,5400	-0,0720	-0,0242	-0,2457	0,1710	-0,0461	-0,1317
		(7,921)	(-1,000)	(-0,839)	(-4,223)	(3,598)	(-0,844)	(-1,301)
HP(100)								
AU		-0,0086	-0,0470	0,5015	0,2012	0,0408	0,2992	0,4271
		(-0,153)	(-0,834)	(6,481)	(2,304)	(0,687)	(2,156)	(2,871)
TAU		0,3495	-0,0107	0,1784	-0,5603	0,1816	0,0407	-0,0866
		(2,323)	(-0,111)	(4,006)	(-5,931)	(2,235)	(0,543)	(-1,210)
HP(6,25)								
AU		-0,0352	-0,1101	0,5089	0,1738	-0,0075	0,2568	0,3088
		(-0,451)	(-1,198)	(4,482)	(1,960)	(-0,078)	(1,568)	(3,388)
TAU		0,5745	0,1726	0,2574	-0,2882	0,3034	0,1644	0,0118
		(3,859)	(1,408)	(3,023)	(-2,651)	(2,573)	(1,572)	(0,142)

Anmerkungen: AU – Arbeitsunfälle je 1.000 Vollarbeiter; TAU – Tödliche Arbeitsunfälle je 1.000 Vollarbeiter; Ausg – reale Ausgaben (preisbereinigt mit BIP-Deflator, in Preisen von 1990); fett gedruckt: signifikant auf mind. 5%-Niveau; in Klammern sind t-Werte angegeben, die auf Autokorrelations- und Heteroskedastizitäts-konsistenten Standardfehlern basieren (Newey und West, 1987); Daten: HVBG, Hoffmann (1965), Statistisches Bundesamt (Jahrbücher)

Tabelle 6 entnimmt man, dass die nicht-tödlichen Arbeitsunfälle prozyklisch mit einer geringen Verzögerung (von ≤ 1 Jahr) den realen Ausgaben in der Gesundheitsindustrie folgen. Die Korrelation zum ersten Lag fällt dabei mit etwa 50 Prozent relativ hoch aus. Auch für die tödlichen Arbeitsunfälle ist ein signifikanter Zusammenhang gegeben. Die beiden zyklischen Komponenten verlaufen allerdings deutlich außer Phase, das heißt um etwa drei Jahre phasenverschoben.

Für die ebenso untersuchten Sektoren Metall und Verkehr verzichten wir auf eine ausführliche Darstellung der Korrelationsanalyse. Was die Verkehrsindustrie anbelangt, kann für die reale Bruttowertschöpfung im Verkehrssektor (von 1955 bis 2007) ein schwacher und kaum robuster prozyklischer Zusammenhang zur konjunkturellen Komponente der tödlichen Arbeitsunfälle gefunden werden – allerdings mit einem Vorlauf der Unfälle von zwei Perioden. Der Produktionsindex im Metallsektor zeigt dagegen eine wenig robuste leichte Kontrazyklizität mit einem Nachlauf der nicht-tödlichen Unfälle von zwei Perioden.

3. Univariate Spektralanalyse

In diesem Kapitel werden wir mit spektralanalytischem Instrumentarium (frequenzbereichskonometrisch) die Zeitreihen der Arbeitsunfälle, des realen BIP und der realen Präventionsausgaben für die uns jeweils zur Verfügung stehenden Beobachtungszeiträume charakterisieren. Die in den Reihen enthaltenen Zyklizitäten, ihre Periodenlänge, ihre Regelmäßigkeit und ihr relativer Beitrag zur Gesamtdynamik der Reihen werden uns Anhaltspunkte liefern für eine tiefer gehende Interpretation der Ergebnisse der Korrelationsanalyse.

Zu diesem Zweck werden zunächst autoregressive (AR-) Prozesse an die trendbereinigten⁶ Reihen und an die Wachstumsraten (Dlog) der Reihen angepasst. Die Auswahl der anzupassenden Ordnung der AR-Prozesse erfolgt, wie es übliche Praxis ist, auf der Grundlage von Informationskriterien (hier auf der Basis des Schwarz'schen BIC). Die Koeffizienten werden dann mit Hilfe einer Fourier-Transformation in den Frequenzbereich übertragen. Die grundsätzliche Idee dahinter ist, dass sich jede Zeitreihe als eine Superimposition, also Überlagerung, trigonometrischer Funktionen von unterschiedlicher Periode und Phase darstellen lässt.

Um uns hier auf die Interpretation der Ergebnisse konzentrieren zu können, sei der interessierte Leser für eine ausführliche Darstellung der Methodik auf die folgenden Titel verwiesen:

⁶ Im folgenden werden die Ergebnisse für den HP(6,25)-Filter nach Ravn und Uhlig (2002) präsentiert. Sie unterscheiden sich in qualitativer Hinsicht nicht von Ergebnissen bei Verwendung von *Bandpass*-Filtern oder eines HP(100)-Filters.

Koopmans (1995), Lütkepohl (2005) und Süßmuth (2002b). Für diese Zwecke genügt es, mit einigen Basiskonzepten vertraut zu sein. Zur Interpretation der in den folgenden Abbildungen gezeigten Spektraldichteschätzungen ist es etwa elementar zu wissen, dass auf der Abszisse die Kreisfrequenz abgetragen ist, die sich, wie man an den unter den Grafiken angegebenen Maßen sieht, umrechnen lässt in die Periodenlängen in Jahren der in den Zeitreihen enthaltenen Zyklen. Es gilt darüber hinaus, dass die Regelmäßigkeit der in der Reihe enthaltenen zyklischen Komponente/n umso ausgeprägter (weniger ausgeprägt) ist, je konzentrierter und schärfer umrissen (flacher) die Kontur einer geschätzten Spektraldichte ausfällt. Die Spektraldichte eines Weißen Rauschens, das heißt einer rein stochastischen Zeitreihe ohne jegliche Systematik, ist im Unterschied zu einer sich aus zyklischen Komponenten zusammensetzenden Zeitreihe flach und weist keine Spitze, die Spektralmasse (*Power*) an einer oder mehreren Frequenzen konzentriert, auf. Die durchgezogenen Linien beziehen sich jeweils auf die mit dem HP(6,25)-Filter trendbereinigte Reihe, die gestrichelten Linien auf zugrundeliegende Reihen in Wachstumsraten (Dlog). Die zentralen darüber hinaus angegebenen Spektralmaße sind der Modulus (mod) und die *Signal-to-Noise-Ratio* (SNR), die sich folgendermaßen interpretieren lassen: je größer der mod ausfällt, desto weniger gedämpft sind die Amplituden einer enthaltenen zyklischen Komponente, das heißt desto prominenter ihre Rolle für die gesamte Dynamik der Reihe. Die SNR gibt das Verhältnis der Varianz des Signals zur Varianz der in der Reihe enthaltenen Störung an. Je größer der SNR-Wert ausfällt, desto stärker ist die Dynamik einer Zeitreihe von den enthaltenen Periodizitäten geprägt und desto zyklischer fällt der Verlauf der Reihe insgesamt aus.

Wie man an den in Abbildung 6 gezeigten Spektraldichteschätzungen sieht, ist die Dynamik der Arbeitsunfälle im Zeitraum vor dem 2. Weltkrieg gekennzeichnet von verhältnismäßig niedrigen Frequenzen, das heißt langen (8- bis 10-jährigen) Zyklen, die von etwa 3-jährigen Fluktuationen überlagert werden.

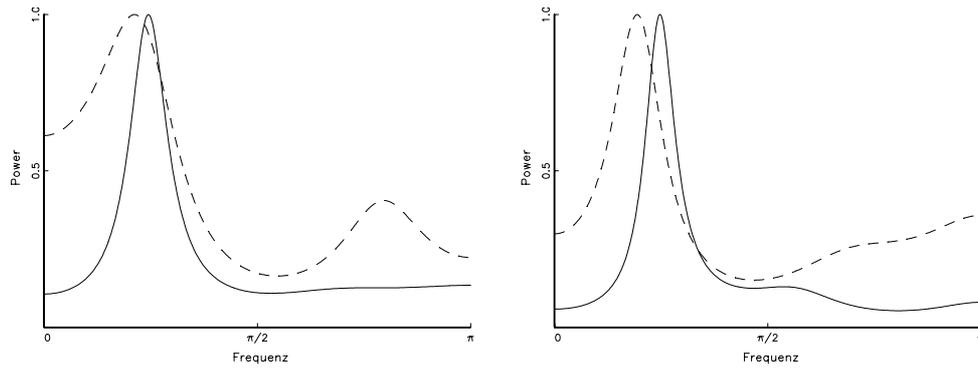


Abb. 6 Geschätzte Spektraldichten der Arbeitsunfälle (links – nicht-tödlich: AU, rechts – tödlich: TAU): 1887-1939

AU	Periodenlänge	mod	SNR	AR-Ordnung
HP(6,25)	8,21	0,84	0,29	5
	2,97	0,49		
Dlog	8,49	0,69	0,18	5
	2,52	0,68		
TAU	Periodenlänge	mod	SNR	AR-Ordnung
HP(6,25)	8,15	0,87	0,47	5
	3,49	0,65		
Dlog	10,16	0,79	0,15	5
	2,96	0,56		

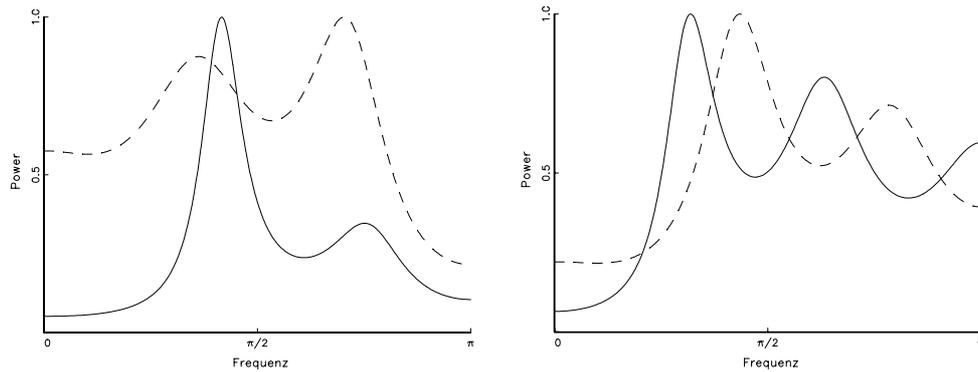


Abb. 7 Geschätzte Spektraldichten der Arbeitsunfälle (links – nicht-tödlich: AU, rechts – tödlich: TAU): 1949-2007

AU	Periodenlänge	mod	SNR	AR-Ordnung
HP(6,25)	4,85	0,83	0,38	5
	2,61	0,71		
Dlog	2,77	0,70	0,06	5
	5,53	0,61		
TAU	Periodenlänge	mod	SNR	AR-Ordnung
HP(6,25)	6,50	0,80	0,23	5
	3,15	0,70		
Dlog	4,70	0,72	0,10	5
	2,52	0,65		

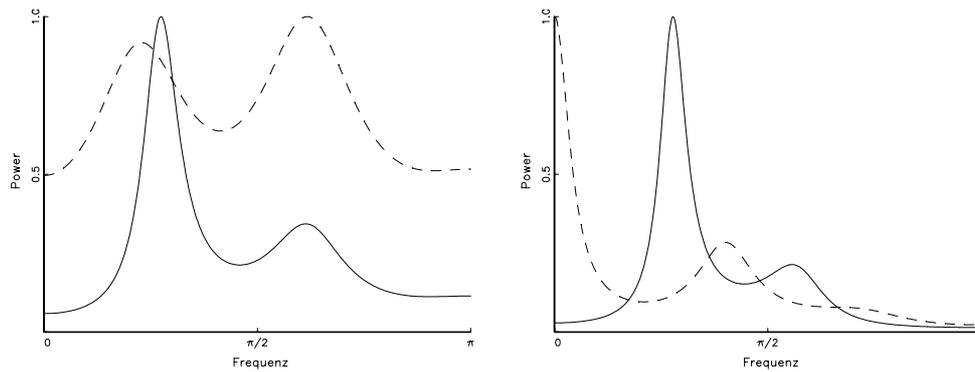


Abb. 8 Geschätzte Spektraldichten der realen BIP-Reihe: Vor 2. WK: 1887-1938 und nach 2. WK: 1949-2007

1887-1938	Periodenlänge	mod	SNR	AR-Ordnung
HP(6,25)	7,40	0,85	0,28	5
	3,22	0,71		
Dlog	3,23	0,64	0,02	5
	9,10	0,64		
1949-2007	Periodenlänge	mod	SNR	AR-Ordnung
HP(6,25)	7,26	0,88	0,99	5
	3,48	0,76		
Dlog	4,98	0,64	0,45	5
	2,72	0,87		

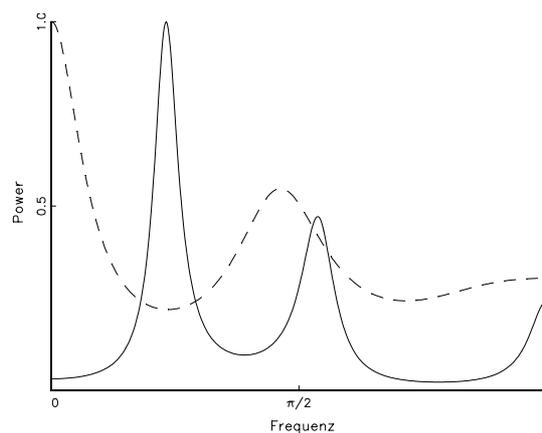


Abb. 9 Geschätzte Spektraldichten der realen Präventionsausgaben-Zeitreihe: Nach 2. WK: 1949-2007

	Periodenlänge	mod	SNR	AR-Ordnung
HP(6,25)	8,67	0,91	0,73	5
	3,70	0,87		
Dlog	4,37	0,69	0,07	5
	2,29	0,48		

Der lange, niedrig-frequente Zyklus ist dabei ausgeprägter, was man an den in Abbildung 6 gezeigten Spektraldichtefunktionen und den relativ größeren mod-Werten erkennt. Diese Erkenntnis bekräftigt unser aus der genauen Betrachtung der Grafiken in den Abbildungen 1 bis 3 gewonnenes Ergebnis. Genauso bestätigt sich der Eindruck, dass für den Zeitraum von 1887-1939 kein wesentlicher Unterschied in der konjunkturellen Dynamik von Arbeitsunfällen und tödlichen Arbeitsunfällen besteht. Für alle Spektraldichten der Abbildungen 6 bis 9 fällt auch auf, dass die durch relativ regelmäßigeren Zyklizität geprägte Dynamik in den HP-

gefilterten Reihen (durch die durchgezogene Linie dargestellte Dichtefunktion) zu finden ist. Neben der schärferen Kontur der Dichten ist dies auch an den relativ höheren SNR-Werten abzulesen.

Abbildung 7 belegt, dass die Dynamik der Unfallreihen nach dem 2. Weltkrieg durch eine insgesamt komplexere Dynamik mit weniger Regelmäßigkeit und periodischer Systematik gekennzeichnet ist. Es fällt auf, dass die mit dem HP-Filter trendbereinigten Reihen gefundenen Zyklenlängen eher zu den geschätzten Periodenlängen für den Zeitraum vor dem 2. Weltkrieg korrespondieren als dies die Ergebnisse für die Wachstumsraten tun. Für die Wachstumsraten der Arbeitsunfälle fällt der lange Zyklus kürzer und der kurze Zyklus ausgeprägter aus als bei Verwendung des deterministischen Trendbereinigungsverfahrens. Diese kurze in etwa 3-jährige Periodizität scheint besonders relevant im Gesundheitssektor. Sie erklärt relativ eindeutig das für diesen Sektor gefundene Korrelationsmuster (Tabelle 6), das gekennzeichnet ist von hohen kontemporären Korrelationen und hohen signifikanten Korrelationen zum dritten *Lag* und dritten *Lead*. Ein Vergleich der Spektraldichten und -maße in Abbildung 8 und 9 zeigt nochmals deutlich die äußerst ähnliche konjunkturelle Dynamik von realen Präventionsausgaben und BIP für beide Filter-Methoden. Allerdings kann man gegeben die Unterschiede in den SNR-Werten davon ausgehen, dass die Dynamik der Präventionsausgaben im Vergleich zu der des Inlandprodukts insgesamt erratischer und weniger zyklisch ausfällt.

4. Elastizitätsschätzungen und Fehlerkorrekturmodelle

Die folgende Methodik fußt auf dem so genannten Dynamischen OLS- (DOLS-) Modellansatz nach Stock und Watson (1993). Sie wird u.a. dazu benutzt, asymmetrische Reaktionen der Steuerbasis und des Steueraufkommens auf konjunkturelle Schwankungen zu quantifizieren (Sobel and Holcombe, 1996; Bruce *et al.*, 2006).

Gemäß dem DOLS-Ansatz werden *langfristige* Elastizitäten aus einfachen Eingleichungs-Kointegrationsbeziehungen geschätzt

$$\ln AU_t = \beta_0 + \beta_1 \ln PA_t + \sum_{g=-j}^j \gamma_g \Delta \ln PA_{t+g} + \varphi_t, \quad (1)$$

wobei AU die Arbeitsunfälle je 1.000 Vollarbeiter und PA die realen Präventionsausgaben bezeichnen sollen. Den Lag- und Lead-Operator, der durch die Summation der ersten Differenzen Δ zu unterschiedlichen vorwärts- und rückwärts-gerichteten Verschiebungen der realen Präventionsausgaben geschrieben wird, benötigt man im Rahmen der DOLS-Methode, um möglichen Endogenitäts- und Autokorrelationsproblemen Rechnung zu tra-

gen. Die Länge j des Operators wird mit Hilfe des Bayesianischen Informationskriteriums von Schwarz (BIC) ermittelt.

In jeder Periode können zwei kurzfristige Effekte auftreten. Die Arbeitsunfälle können reagieren auf Veränderungen in den realen Präventionsausgaben PA und/oder sie können sich auf ihr gleichgewichtiges (langfristiges) Niveau hinbewegen ausgehend von einem Ungleichgewicht (ε), das zu Beginn einer Periode bestehen mag, wobei gilt

$$\varepsilon_t = \ln AU_t - \beta_0 - \beta_1 \ln PA_t. \quad (2)$$

Diese Effekte kann man in einem Fehlerkorrekturmodell der folgenden Art berücksichtigen

$$au_t - au_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1(pa_t - pa_{t-1}) + \alpha_2\varepsilon_{t-1} + \eta_t, \quad (3)$$

wobei Kleinbuchstaben mit dem Logarithmus Naturalis (\ln) logarithmierte Ausdrücke bezeichnen und η_t eine unabhängig identisch verteilte Zufallsgröße darstellt. Parameter α_1 gibt uns Intra-Perioden-Effekte, also Anpassungseffekte an Veränderungen der Präventionsausgaben innerhalb der kurzen Frist, an. Es handelt sich somit um ein Maß der kurzfristigen Präventionsausgabenelastizität. Ein zentrales Anliegen unserer Untersuchung ist das Offenlegen von Unterschieden zwischen der kurz- und langfristigen Reaktionsintensität der Arbeitsunfälle auf Änderungen in den realen Präventionsausgaben. Die gewählte ökonometrische Spezifikation erlaubt einen direkten Vergleich der beiden. Die kurzfristige Reaktion der Arbeitsunfälle auf Ausgabenänderungen fällt größer oder kleiner als die langfristige Reaktion aus, je nachdem ob α_1 größer oder kleiner ausfällt als β_1 . Eine weitere interessante Frage ist, wie schnell sich die Arbeitsunfälle wieder in ihr (neues) langfristiges Gleichgewicht bewegen, das sich durch die Änderung der Präventionsausgaben ergeben hat. Parameter α_2 misst den Grad der Anpassung der Arbeitsunfallstatistik an ihr langfristiges Niveau und gibt den prozentualen Teil des Ungleichgewichts an, der pro Periode aufgehoben wird. Je größer daher der Absolutwert dieses Anpassungsparameters, desto schneller gleicht sich das Unfallgeschehen an die neuen Gegebenheiten an und bewegt sich hin zu seinem langfristigen Level.

Die kurzfristige Reaktionsintensität der Arbeitsunfälle auf Änderungen der Präventionsausgaben (Präventionsausgabenelastizität) ist in Gleichung (2) die gleiche unabhängig davon, ob die jeweiligen Unfallzahlen über ($\varepsilon_t > 0$) oder unter ($\varepsilon_t < 0$) ihrem langfristigen Niveau liegen. Es ist allerdings naheliegend, davon auszugehen, dass Arbeitnehmer und damit die Arbeitsunfälle je nach (konjunktureller) Lage asymmetrisch auf Änderungen in der Unfall-

verhütung durch Änderung der Präventionsausgaben reagieren. Das Fehlerkorrekturmodell kann so modifiziert werden, dass es dieser möglichen Asymmetrie Rechnung trägt

$$\Delta au_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta pa_t + \theta_1 (D_t \cdot \Delta pa_t) + \alpha_2 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 (D_{t-1} \cdot \varepsilon_{t-1}) + v_t, \quad (4)$$

wobei v_t eine unabhängig identisch verteilte Zufallsgröße und D_t eine Dummyvariable bezeichnet, welche die relative Position der Arbeitsunfälle relativ zu ihrem langfristigen (LF) Gleichgewichtswert angibt. Sie nimmt den Wert Null an, wenn die Unfallstatistik unter ihrem *Steady-State*-Wert liegt und den Wert Eins, wenn sie darüber liegt.

Tab. 7. Schätzungen der Reaktionsintensität der Arbeitsunfälle auf Variationen im realen BIP

	Langfristige Elast.	Kurzfristige El...: symmetrisch	Kurzfristige Elastizität: asymmetrisch		Anpassungsgeschwindigkeit	
			Unter LF-Gleichgewicht	Über LF-Gleichgewicht	Unter LF-Gleichgewicht	Über LF-Gleichgewicht
AU	-1,3378 (-12,126)	-0,5563 (-1,440)	-0,6194 (-1,564)	0,3907 (1,533)	-0,0885 (-2,163)	0,1475 (0,664)
TAU	-1,7580 (-17,116)	-0,4424 (-0,759)	-1,0553 (-2,211)	1,4586 (6,605)	-0,1308 (-3,422)	-0,4592 (-2,006)

Anmerkungen: Arbeitsunfälle jeweils je 1.000 Vollarbeiter; fett gedruckt: signifikant auf mind. 5%-Niveau; in Klammern sind t-Werte angegeben, die auf Autokorrelations- und Heteroskedastizitäts-konsistenten Standardfehlern basieren (Newey und West, 1987).

Tabelle 7 zeigt die Ergebnisse einer Schätzung von Gleichung (4), in deren Spezifikation alle pa_t -Ausdrücke durch y_t -Ausdrücke ersetzt wurden, das heißt in der das reale BIP (Y_t) die realen Präventionsausgaben „instrumentiert“. Gesamtwirtschaftliches Einkommen und Präventionsausgaben gemeinsam in ein Fehlerkorrekturmodell einzubeziehen ist aufgrund der Kollinearität, die aus der starken Kohärenz beider Größen im Zeitablauf resultiert (Abbildung 4, Tabelle 3), nicht sinnvoll.

Wie erwartet, reagieren beide Unfalltypen signifikant und überproportional rückläufig auf die langfristige (Wachstums-)Entwicklung der deutschen Volkswirtschaft (erste Spalte in Tabelle 7). Dagegen hat die Konjunkturdynamik des realen BIP keinen signifikanten symmetrischen Einfluss auf das Unfallgeschehen in einem einfachen Granger-Engel-Modell, wie es durch die Gleichungen (1), (2) und (3) beschrieben wird. Ein einfaches asymmetrisches Modell zusammengesetzt aus (1), (2) und (4), in dem die realen Präventionsausgaben durch das BIP instrumentiert werden, zeigt dagegen klar auf, dass zumindest die tödlichen Arbeitsunfälle je 1.000 Vollarbeiter signifikant asymmetrisch auf die Schwankungen im realen BIP reagieren. Für die nicht-tödlichen Arbeitsunfälle ist ein ähnliches Reagieren in der kurzen Frist nicht eindeutig signifikant (t-Werte dem Betrage nach $< 1,96$) nachzuweisen. Dies mag daran liegen, dass die nicht-tödlichen Arbeitsunfälle von strategischen Überlegungen (*Reporting-*

Verhalten, *Moral-Hazard*-Problem bei Substitutionsbeziehung von Unfallrenten und Lohnersatzleistungszahlungen im Arbeitslosigkeitsfall) und Reformbemühungen (wie etwa der Maschinenrichtlinie von 1989) in der UV beeinflusst werden. Diese Einflüsse wurden – bisher – noch nicht berücksichtigt.

Tab. 8. Schätzungen der Reaktionsintensität der Arbeitsunfälle auf Präventionsausgabenvariation

	Langfristige Elastizität	Kurzfristige El.: symmetrisch	Kurzfristige Elastizität: asymmetrisch		Anpassungsgeschwindigkeit	
			Unter LF-Gleichgewicht	Über LF-Gleichgewicht	Unter LF-Gleichgewicht	Über LF-Gleichgewicht
AU	-0,6544 (-20,913)	0,3960 (2,721)	-0,6065 (-3,014)	0,4698 (5,611)	-0,0711 (-0,944)	-0,0827 (-0,098)
TAU	-0,8690 (-25,628)	0,2626 (1,354)	-0,9175 (-2,434)	0,3738 (3,250)	-0,2871 (-1,706)	-0,1560 (0,694)
(1), (2), (5), (6)						
AU		0,3403 (2,078)	-0,5610 (-2,732)	0,4438 (4,567)	-0,1482 (-1,537)	-0,0672 (0,571)
TAU		0,1498 (0,686)	-1,0954 (-2,373)	0,3481 (2,462)	-0,4867 (-2,547)	-0,2542 (1,070)
(1), (2), (7), (8)						
AU		0,3249 (1,671)	-0,7025 (-2,706)	0,3846 (4,990)	-0,1479 (-1,514)	-0,0949 (0,349)
TAU		0,0753 (0,300)	-1,2471 (-2,639)	0,2217 (2,639)	-0,5824 (-2,912)	-0,2833 (1,322)
(1), (2), (9), (10)						
AU		0,1597 (0,823)	-0,7844 (-2,586)	0,2427 (3,738)	-0,3543 (-3,093)	-0,1164 (1,629)
TAU		-0,0192 (-0,075)	-1,8875 (-3,420)	0,1009 (3,473)	-0,6080 (-3,243)	-0,3630 (0,972)

Anmerkungen: Arbeitsunfälle jeweils je 1.000 Vollarbeiter; fett gedruckt: signifikant auf mind. 5%-Niveau; in Klammern sind t-Werte angegeben, die auf Autokorrelations- und Heteroskedastizitäts-konsistenten Standardfehlern basieren (Newey und West, 1987).

Tabelle 8 zeigt die Ergebnisse unserer Modellspezifikation mit den realen Präventionsausgaben als zentraler erklärender Variable. Neben den Spezifikationen (3) und (4) der symmetrischen und asymmetrischen Modellkomponenten der kurzfristigen Dynamik werden die folgenden Modifikationen dieser beiden Komponenten in Erwägung gezogen:

$$au_t - au_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1(pa_t - pa_{t-1}) + \alpha_2\varepsilon_{t-1} + \alpha_3ALZ_t + \alpha_4BAU_t + \eta_t, \quad (5)$$

$$\Delta au_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta pa_t + \theta_1 (D_t \cdot \Delta pa_t) + \alpha_2 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 (D_{t-1} \cdot \varepsilon_{t-1}) + \alpha_3 ALZ_t + \alpha_4 BAU_t + \nu_t \quad (6)$$

$$au_t - au_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1(pa_t - pa_{t-1}) + \alpha_2\varepsilon_{t-1} + \alpha_3ALG_t + \alpha_4ALH_t + \alpha_5BAU_t + \eta_t, \quad (7)$$

$$\Delta au_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta pa_t + \theta_1 (D_t \cdot \Delta pa_t) + \alpha_2 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 (D_{t-1} \cdot \varepsilon_{t-1}) + \alpha_3 ALG_t + \alpha_4 ALH_t + \alpha_5 BAU_t + v_t \quad (8)$$

$$au_t - au_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 (pa_t - pa_{t-1}) + \alpha_2 \varepsilon_{t-1} + \alpha_3 ALG_t + \alpha_4 ALH_t + \alpha_5 BAU_t + \sum_{i=6}^R \alpha_i REF + \eta_t \quad (9)$$

$$\Delta au_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta pa_t + \theta_1 (D_t \cdot \Delta pa_t) + \alpha_2 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 (D_{t-1} \cdot \varepsilon_{t-1}) + \alpha_3 ALG_t + \alpha_4 ALH_t + \alpha_5 BAU_t + \sum_{i=6}^R \alpha_i REF + v_t \quad (10)$$

wobei ALZ die Zahlungen im Arbeitslosigkeitsfall angeben und einen arithmetisches Mittel aus der Summe des Durchschnittswerts aus Normalsatz und erhöhtem Satz der Arbeitslosenunterstützung (des Arbeitslosengeldes, der Arbeitslosenversicherung, ALG I) und der Arbeitslosenhilfe (ALG II); vgl. Abbildung 7. Die Datengrundlage zur Erstellung dieser Variable bildet Lampert (1985, 1990). Die Variable BAU drückt den Anteil der Vollarbeiter im Bau-Sektor an der Gesamtzahl der Vollarbeiter aus; vgl. Abbildung 6 und die Diskussion zur Sonderrolle des Bau-Sektors in Abschnitt 1.3. Die Größen ALG und ALH differenzieren den Einfluss der Zahlungen im Arbeitslosigkeitsfall in die Determinanten Arbeitslosengeld und Arbeitslosenhilfe. Zuletzt werden in den Spezifikationen (9) und (10) mögliche Strukturbrüche durch Reformanstrengungen und Gesetzesänderungen im Rahmen der UV, wie etwa die Maschinenrichtlinie Ende der 1980er Jahre, berücksichtigt.

Zunächst kann man auf Basis der in Tabelle 8 zusammengefassten Ergebnisse für die Wirksamkeit der realen Präventionsausgaben auf das Unfallgeschehen in der langen Frist, das heißt für die Periode nach dem 2. Weltkrieg, folgendes festhalten: Die realen Gesamtausgaben für Prävention in Höhe von 14,04 Milliarden Euro haben die Zahl der nicht-tödlichen Arbeitsunfälle um etwa 1,57 Millionen Unfälle, die Anzahl der tödlichen Arbeitsunfälle um etwa 106.124 Unfälle reduziert gemäß unserer in der ersten Spalte von Tabelle 8 ausgewiesenen, statistisch hoch-signifikanten Schätzung der langfristigen Elastizität.

Symmetrische Reaktionen der nicht-tödlichen Unfälle auf die Präventionsausgabenvariation in der kurzen Frist werden nur solange als statistisch signifikant geschätzt, solange nicht dem separierten Einfluss von Arbeitslosenunterstützung und -hilfe und dem Einfluss durch Reformen der UV durch zusätzliche erklärende Variablen Rechnung getragen wird. Für beide Arbeitsunfallgattungen kann man festhalten, dass die Präventionsausgaben im Abschwung die Unfallzahlen reduzieren und diese im Aufschwung erhöhen, wobei wir hier Auf- und Abschwung definieren als die Auslenkung aus ihrem langfristigen Gleichgewichtsniveau. Da der Reduktionseffekt im Abschwung durchgehend vom Betrage her den erhöhenden Effekt über-

ragt, wirkt die Präventionsausgabenpolitik in der Summe stabilisierend auf das Unfallgeschehen.

Es gilt auch festzuhalten, dass die kurzfristigen Elastizitätsschätzungen (Absolutwerte der 3. Spalte in Tabelle 8) die langfristigen Elastizitätsschätzungen (Absolutwerte der 1. Spalte in Tabelle 8) für die tödlichen Arbeitsunfälle in allen Spezifikationen vom Wert her übertreffen. Für die nicht-tödlichen Unfälle gilt dasselbe in all den Spezifikationen, welche die Arbeitsmarktpolitik, die Sonderrolle der Bauindustrie und die Strukturbrüche durch Eingriffe der UV⁷ berücksichtigen. Dies ist ein bemerkenswertes Ergebnis, denn es rechtfertigt den Einsatz der Präventionsausgaben als ein stabilisierendes Instrument auch in der kurzen und mittleren Frist. Diese stärkere Reaktion gilt für die tödlichen Unfälle auch wenn man berücksichtigt, dass die bisherige Präventionsausgabenpolitik in Lagen oberhalb des Gleichgewichts eine destabilisierende Wirkung hatte. Dieser konterkarierende Effekt bleibt aber im Fall der tödlichen Ausgaben in den präferablen, letzten Spezifikationen so gering, dass der Nettoeffekt in der mittleren Frist den langfristigen Effekt überragt. Dies gilt nicht für die nicht-tödlichen Unfälle. Hier übertrifft erwartungsgemäß die langfristige Elastizitätsschätzung dem Betrage nach ihr komposites, asymmetrisch geschätztes Pendant in der kurzen Frist.

Die Modellspezifikationen (1), (2), (9) und (10) stellen die Schätzungen mit der höchsten Anpassungsgüte sowohl für tödliche als auch nicht-tödliche Arbeitsunfälle dar. Die Modelle erklären etwa ein Viertel der Gesamtvariation in den Zeitreihen zum Unfallgeschehen der Nachkriegsperiode. Exemplarisch zeigt Tabelle 9 das ausführliche Ergebnis einer Schätzung des durch (1), (2), (9) und (10) spezifizierten Fehlerkorrekturmodells korrespondierend zu den in der vorletzten Zeile von Tabelle 8 ausgewiesenen Elastizitäten für nicht-tödliche Arbeitsunfälle.

Auf der Grundlage der in den Tabellen 8 und 9 dargestellten asymmetrischen Elastizitätswerte kann man festhalten, dass eine einprozentige Erhöhung der realen Präventionsausgaben im Abschwung die (tödlichen) Arbeitsunfälle je 1.000 Vollarbeiter um 0,8 (1,8) Prozent reduziert. Elastizitäten sind ein lokales Maß, das heißt sie variieren je nach Datenpunktkombination, an der man sie berechnet. Berechnet man die Effekte zu den jeweiligen Mittelwerten, lässt sich die folgende Aussage treffen: Eine Aufstockung der realen Präventionsausgaben im Ab-

⁷ Die hier berücksichtigte Auswahl an Eingriffen setzt sich zusammen aus dem UV-Neuregelungsgesetz (1963), der in etwa mit der deutschen Wiedervereinigung koinzidierenden Maschinenrichtlinie (1989) und dem Arbeitsschutzgesetz sowie der nahezu parallel dazu vollzogenen Umsetzung des Siebten Sozialgesetzbuchs, SGB VII (1996/1997).

schwung um 1 Mio. Euro reduziert die Arbeitsunfallstatistik um 157 nicht-tödliche Unfälle (19,42 tödliche Unfälle) in der Gruppe der voll arbeitenden Arbeitnehmer.⁸

Tab. 8. Detaillierte Schätzergebnisse des Fehlerkorrekturmodells (1), (2), (9), (10)

Variablen	Koeffizienten	Standardfehler	t-Werte	p-Werte
α_1	-0.784	0.303	-2.586	0.013
θ_1	1.027	0.274	3.738	0.000
α_2	-0.354	0.114	-3.093	0.003
θ_2	0.237	0.146	1.629	0.110
<i>ALG</i>	-0.012	0.022	-0.537	0.593
<i>ALH</i>	0.065	0.028	2.300	0.026
<i>BAU-VA-Anteil</i>	0.644	0.480	1.342	0.186
<i>ReformD_{UV-NR}</i>	-0.021	0.0168	-1.279	0.207
<i>ReformD_{MaschRL}</i>	0.017	0.021	0.805	0.425
<i>ReformD_{ASG_SGBIV}</i>	-0.066	0.021	-3.017	0.004
Konstante α_0	-0.098	0.056	-1.750	0.087

R² = 0.399; Adjust. R² = 0.259
Std Fehler (ges.) = 0.047
LogL = 93.682
F-Stat. 2.8606 (Prob>F: 0.008)

Anmerkungen: Arbeitsunfälle jeweils je 1.000 Vollarbeiter; t-Werte basieren auf Autokorrelations- und Heteroskedastizitäts-konsistenten Standardfehlern nach Newey und West (1987).

5. Schlussfolgerung

Diese Vorstudie zum Zusammenhang von Konjunktur und Prävention hat drei Hauptergebnisse offengelegt. Zum einen wurde gezeigt, dass ein deutlicher Rückgang der Volatilität der nicht-tödlichen Arbeitsunfälle in der Periode nach dem 2. Weltkrieg als ein langfristiger Erfolg der frühen Anstrengungen und Reformen der UV gewertet werden kann. Zum anderen wurde gezeigt, dass das Unfallgeschehen in der Nachkriegsperiode statistisch hoch-signifikant in der langen Frist auf die realen Präventionsausgaben reagiert und zurückgeht. Schließlich konnte auch in der kurzen Frist ein signifikanter, allerdings asymmetrischer, im Abschwung greifender Effekt der Präventionsanstrengungen auf die Arbeitsunfallreihen nachgewiesen werden. Als strategische Empfehlung aus unserer Untersuchung lässt sich daher klar eine kontrazyklische Ausgabenpolitik in Kombination

⁸ Obwohl Kemény und Scherer (1999) den Zusammenhang für den Zeitraum 1960-1999, in einer sehr vereinfachten Spezifikation und lediglich für nominale Größen untersuchen, finden sie einen symmetrischen Effekt, der nahezu identisch dem hier dargestellten ist. Demnach führte eine Aufstockung der nominalen Präventionsausgaben um 1 Mio. Euro zu einer Reduktion der Arbeitsunfallszahlen um 156 Unfälle (eigene Berechnung – ausgehend von umgerechneten DM-Werten).

tersuchung lässt sich daher klar eine kontrazyklische Ausgabenpolitik in Kombination mit Anreizsystemen durch Beitragsausgleichsverfahren und zustandsabhängige Prämienmodelle festhalten.

Literaturverzeichnis

- A'Hearn, B. und U. Woitek (2001), More International Evidence on the Historical Properties of Business Cycles, *Journal of Monetary Economics* 47, 321-346.
- Banerjee, A., J. Dolado, J. Galbraith und D. Hendry (1993), *Cointegration, Error-Correction and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*, Oxford: Oxford University Press.
- Baxter, M. und R. G. King (1999), Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series, *Review of Economics and Statistics* 81, 575-593.
- BMAS (2009), *Sicherheit und Gesundheit bei der Arbeit 2007: Unfallverhütungsbericht Arbeit*, Berlin: Bundesanstalt für Arbeitsschutz und Arbeitsmedizin (BAuA), Bundesministerium für Arbeit und Soziales.
- Bolduc, D., B. Fortin, F. Labrecque und P. Lanoie (2001), Workers' Compensation, Moral Hazard, and the Composition of Workplace Injuries, *Journal of Human Resources* 37, 623-652.
- Boone, J. und J. C. van Ours (2006), Are Recessions Good for Health?, *Journal of Health Economics* 25, 1069-1093.
- Brooker, A.-S., J. W. Frank und V. S. Tarasuk (1997), Back Pain Claim Rates and the Business Cycle, *Social Science Medicine* 45, 429-439.
- Bruce, D., W. F. Fox und M. H. Tuttle (2006), Tax Base Elasticities: A Multi-State Analysis of Long-Run and Short-Run Dynamics, *Southern Economic Journal* 73, 315-341.
- Canova, F. (1998), Detrending and Business Cycle Stylized Facts, *Journal of Monetary Economics* 41, 475-512.
- Christiano, L. J. (1988), Why Does Inventory Investment Fluctuate So Much?, *Journal of Monetary Economics* 21, 247-280.
- Christiano, L. J. und T. J. Fitzgerald (2003), The Band Pass Filter, *International Economic Review* 44, 435-465.
- Davies, R., P. Jones und I. Nunez (2009), The Impact of the Business Cycle on Occupational Injuries in the UK, *Social Science and Medicine* 69, 178-182.
- Diebold, F. X. und A. S. Senhadji (1996), The Uncertain Unit Root in Real GNP: Comment, *American Economic Review* 86, 1291-1298.
- Dixit, A. K. und R. S. Pindyck (1994), *Investment under Uncertainty*, Princeton: Princeton University Press.

- Fitzgerald, T.J. (1997), Inventories and the Business Cycle: An Overview, *Economic Review of the Federal Reserve Bank of Cleveland*, 11–22.
- Hodrick, R. J. und E. C. Prescott (1997), Postwar US Business Cycles: An Empirical Investigation, *Journal of Money, Credit, and Banking* 29, 1–16.
- Hoffmann, W. G. (1965), *Das Wachstum der deutschen Wirtschaft seit der Mitte des 19. Jahrhunderts*, Berlin: Springer.
- Kemény, P. und K. Scherer (1999), Steigende Ausgaben für Prävention – Sinkende Arbeitsunfallzahlen: Eine empirische Studie, unveröffentlichtes Manuskript, BUK München.
- Kondratieff, N. D. (1925), The Static and Dynamic Views of Economics, *Quarterly Journal of Economics* 39, 575–583.
- Koopmans, L. H. (1995), *The Spectral Analysis of Time Series*, 2. AL, London: Academic Press
- Kossoris, M. (1938), Industrial Injuries and the Business Cycle, *Monthly Labour Review* 46, 579-594.
- Kutznets, S. (1930), *Secular Movements in Production and Prices. Their Nature and their Bearing upon Cyclical Fluctuations*, Boston: Houghton Mifflin.
- Kydland, F. E. und E. C. Prescott (1990), Business Cycles: Real Facts and a Monetary Myth, *Federal Reserve Bank of Minneapolis, Quarterly Review* 14, 3-18.
- Lampert, H. (1985), *Lehrbuch der Sozialpolitik*, Heidelberg, Berlin, New York: Springer
- Lampert, H. (1990), *Die Wirtschafts- und Sozialordnung der Bundesrepublik Deutschland*, München: Olzog
- Leigh, J. (1985), The Effects of Unemployment and Business Cycle on Absenteeism, *Journal of Economics and Business* 37, 159-170.
- Lütkepohl, H. (2005), *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Heidelberg, New York: Springer.
- Maddison, A. (1995), *Monitoring the World Economy 1820-1992*, Paris: OECD.
- Martin, P. und C. A. Rogers (1997), Stabilization Policy, Learning by Doing and Economic Growth, *Oxford Economic Papers* 49, 152–166.
- McKenzie, M. D. (1999), The Impact of Exchange Rate Volatility on International Trade Flows, *Journal of Economic Surveys* 13, 71–106.
- Mensch, G. (1979), *Stalemate in Technology: Innovations Overcome the Depression*, Cambridge, Mass.: Ballinger.
- Metz, R. (1992), A Re-examination of Long Waves in Aggregate Production Series, in A. Kleinknecht et al. (Hrsg.), *New Findings in Long-Wave Research*, London: Palgrave Macmillan.
- Mitchell, B. R. (1992), *International Historical Statistics. Europe 1750-1988*, New York: Stockton
- Neubert, H. (1971), *Unfallschwerpunkte in der gewerblichen Wirtschaft. Ein statistischer Beitrag zur Unfallforschung*, Hauptverband der gewerblichen Berufsgenossenschaften, Bonn, Tübingen: Tübingen Chronik.

- Newey W. und K. West (1987), A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix, *Econometrica* 55, 703-708.
- Ravn M. O. und H. Uhlig (2002), On Adjusting the Hodrick-Prescott Filter for the Frequency of Observations, *Review of Economics and Statistics* 84, 371-376
- Saloniemi, A. und H. Oksanen (1998), Accidents and Fatal Accidents – Some Paradoxes, *Safety Science* 29, 59-66.
- Schumpeter, J. (1939), *Business Cycles. A Theoretical, Historical and Statistical Analysis of the Capitalist Process*, New York: McGraw-Hill.
- Schuster, M. und S. Rhodes (1985), The Impact of Overtime Work on Industrial Accident Rates, *Industrial Relations* 24, 234-246.
- Smith, R. S. (1972): Intertemporal changes in work industry rates. Proceedings of the 25th Annual Meeting of the Industrial Relations Research Association, 167-174.
- Sobel, R. S. und R. G. Holcombe (1996), Measuring the Growth and Variability of Tax Bases over the Business Cycle, *National Tax Journal* 49, 535-552.
- Solomou, S. (1998), *Economic Cycles. Long Cycles and Business Cycles since 1870*, Manchester: Manchester University Press.
- Stock, J. H. und M. W. Watson (1993), A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems, *Econometrica* 61, 783–820.
- Süssmuth, B. (2002a), National and Supranational Business Cycles (1960-2000): A multivariate description of central G7 and EU-15 NIPA aggregates, *ifo Studien* 48, 481-511.
- Süssmuth, B. (2002b), *Business Cycles in the Contemporary World: Description, Causes, Aggregation, and Synchronization*, Heidelberg, New York: Physica-Springer.
- Wickenhagen, E. (1980), *Geschichte der gewerblichen Unfallversicherung. Anlagenband*, München, Wien: Oldenbourg.